

Los costes asociados a la formación de la Unión Monetaria Europea: un análisis para las regiones españolas

Adolfo Maza Fernández*

Universidad de Cantabria

Departamento de Economía

Av. Los Castros, s/n

39005 Santander (Cantabria)

Tel.: 942 20 16 52

E-mail: mazaaj@unican.es

RESUMEN

En este artículo se presenta un análisis de los costes potenciales que la creación de la Unión Monetaria Europea (UME) puede acarrear para las regiones españolas. En concreto, el trabajo examina los dos principales factores de los que dependen estos costes. En primer lugar, se identifica el tipo de perturbaciones que ha experimentado cada una de las regiones en las últimas décadas, prestando especial atención a su carácter simétrico o asimétrico. A continuación, se examina la operatividad potencial, a escala regional, de uno de los principales instrumentos de ajuste que se puede utilizar ante perturbaciones de carácter asimétrico: la flexibilidad salarial. El resultado general que se obtiene es relativamente ambiguo: la probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas parece reducida pero, en el caso de que tales perturbaciones se produzcan, las regiones no cuentan con los instrumentos de ajuste necesarios

* Agradezco la ayuda prestada por José Villaverde y Per Jansson.

para enfrentarse a las mismas. No obstante, y dado que la ocurrencia de *shocks* asimétricos es una condición necesaria para que los costes asociados a la formación de la UME sean elevados, se concluye que los mismos no serán, en principio, demasiado significativos, por lo que no afectarán en gran medida a las disparidades regionales en España.

Palabras clave: perturbaciones asimétricas, flexibilidad salarial, regiones, UME

1. INTRODUCCIÓN

La asunción del proyecto de Unión Monetaria en Europa ha provocado, en los últimos años, un extraordinario auge de la literatura teórica y empírica asociada a los procesos de integración. Así, los trabajos más actuales de la conocida teoría de las Áreas Monetarias Óptimas (AMO) identifican los costes y beneficios de la formación de una unión monetaria (véanse, por ejemplo, Eichengreen, 1993a,b; Tavlas, 1993, 1994; Bayoumi y Eichengreen, 1996; Mélitz, 1996; Pelagidis, 1996; Lafrance y St-Amant, 1999; y Maza, 2003). Estos estudios argumentan, en general, que los beneficios esperados de la integración monetaria se pueden agrupar en tres grandes bloques, el primero de ellos de índole macroeconómica y los dos últimos de carácter microeconómico: primero, el logro de una mayor disciplina y credibilidad de la política económica; segundo, la eliminación de los costes de transacción; y, por último, la supresión de la incertidumbre sobre la evolución de los tipos de cambio dentro del área monetaria.

Por otro lado, en lo referente a los costes, aspecto en el que se va a centrar este trabajo, existe unanimidad al afirmar que el principal coste de entrar a formar parte de una unión monetaria lo constituye la pérdida del tipo de cambio como instrumento de política económica¹. No obstante, y aún aceptando este hecho², hay que señalar

¹ No conviene olvidar, sin embargo, que dicha formación también supone la pérdida de autonomía en la política monetaria.

² Existe un amplio debate en torno a la eficacia o ineficacia de los ajustes cambiarios. Incluso si un país registra una perturbación negativa muy diferenciada del resto, que el tipo de cambio sea el instrumento más eficaz para contrarrestar sus efectos depende del carácter transitorio o permanente de la misma, del tipo de rigidez que predomine en el mercado de trabajo y del grado de apertura de la economía. Además, en algunos trabajos, como Viñals (1996), se arrojan serias dudas sobre la utilidad de los ajustes cambiarios en un mundo en el que haya libertad en el movimiento de capitales (tal y como ocurre en la UME).

que para que la renuncia al instrumento cambiario constituya un verdadero coste han de darse, simultáneamente, dos condiciones:

1. Que exista una probabilidad relativamente elevada (y/o creciente) de sufrir perturbaciones asimétricas, entendiendo por tales las que afectan de forma distinta a un país que al resto de miembros de la unión; y
2. Que ese país carezca de instrumentos de ajuste (mecanismos de estabilización) alternativos a las variaciones en el tipo de cambio nominal para hacer frente a dichas perturbaciones.

De acuerdo con esto, el objetivo del presente estudio es examinar, desde el punto de vista de las regiones españolas, los costes potenciales que puede suponer la formación de la Unión Monetaria Europea (UME). Para ello se analiza, en primer lugar, la probabilidad de sufrir perturbaciones de carácter asimétrico —así como otras características relevantes de los *shocks*—. A continuación, se examina la operatividad potencial de uno de los instrumentos de ajuste que, de acuerdo con la teoría de las AMO, se pueden utilizar como alternativa a las oscilaciones cambiarias: la flexibilidad salarial.

El trabajo se estructura de la manera siguiente. En el apartado 2 se hace un breve repaso a los distintos enfoques que se han utilizado para aproximar la probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas. A continuación, el tercer apartado aplica uno de estos métodos a las regiones españolas. En el apartado 4 se realiza un análisis econométrico de la flexibilidad salarial, a escala regional, en España. Por último, en el apartado 5 se sintetizan las conclusiones más relevantes.

2. NATURALEZA DE LAS PERTURBACIONES: DIFERENTES ENFOQUES

Parece evidente que los costes de perder el instrumento del tipo del cambio están indefectiblemente unidos a la naturaleza de las perturbaciones que sufra una economía, especialmente a si estas perturbaciones tienen o no un carácter asimétrico. Cuando una economía se enfrenta a un *shock* asimétrico, las autoridades monetarias pueden llevar a cabo el ajuste modificando el tipo de cambio nominal. Sin embargo, si la perturbación es simétrica las oscilaciones cambiarias son inoperantes como instrumento de ajuste, ya que ésta —por definición— tiene los mismos efectos sobre todas las economías; ante un *shock* simétrico la renuncia a la herramienta cambiaria no constituye, en el fondo, ningún coste.

Sin embargo, hay otras características que se deben considerar en el análisis del tipo de perturbaciones sufridas por un país. La importancia de un *shock* no se cifra sólo en su grado de simetría, sino también en su persistencia y su origen (*shock* de oferta o de demanda).

Teniendo en cuenta lo que acabamos de señalar, un buen número de recientes estudios han abordado, desde un punto de vista empírico, el análisis de los *shocks*, enfocándose, principalmente, en el carácter simétrico o asimétrico de los mismos. La mayor parte de esta literatura se ha desarrollado, como era de suponer, en el contexto de la UME. Ahora bien, aunque en términos teóricos existe un consenso generalizado de que la mayor o menor probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas es uno de los factores clave de los que dependen los costes asociados a un proceso de integración monetaria, desde un punto de vista empírico no existe unanimidad al señalar la mejor forma de identificar este tipo de perturbaciones. En este apartado se repasan, de forma sucinta, los distintos métodos empleados con este fin.

2.1. *Análisis de fluctuaciones en variables económicas*

Algunos autores han tratado de aproximar el carácter simétrico o asimétrico de una perturbación a través del análisis de las fluctuaciones acaecidas en las variables económicas más relevantes. Este enfoque consiste, simplemente, en transformar las series disponibles en tasas de crecimiento y calcular el coeficiente de correlación entre las series de los distintos países (regiones) o entre las series de un país y el área monetaria (en la actualidad, la UME). Obtener un coeficiente de correlación elevado —es decir, el hecho de que exista sincronía en la evolución de esa variable— es interpretado como símbolo inequívoco de que las economías no han sufrido perturbaciones de carácter asimétrico.

De los trabajos que utilizan este enfoque podemos señalar, entre otros, el de Fatás (1997), que estudia las asimetrías en el ciclo de los negocios a nivel regional y a nivel nacional para los países de la Unión Europea (UE). Su principal conclusión es que la importancia económica de las barreras nacionales se ha reducido mucho en los últimos años; la correlación entre regiones de un mismo país ha disminuido, en tanto que la existente entre regiones de diferentes países se ha visto acrecentada.

La principal ventaja de este tipo de trabajos es su sencillez. Entre sus inconvenientes podemos señalar el hecho de que sólo se ocupan de identificar perturbaciones simétricas y asimétricas, sin señalar nada sobre su duración y su procedencia. En este sentido, y para obtener información sobre la persistencia de un *shock*, sería adecua-

do realizar el análisis de la función de correlación cruzada entre las series. Se trata, en definitiva, de un buen enfoque a tomar como punto de partida, pero un análisis exhaustivo de esta cuestión requiere la utilización de métodos más sofisticados.

2.2. *Ajuste tendencial de series temporales*

Cohen y Wyplosz (1989) fueron los pioneros en hacer uso de este enfoque. Para ello, realizan un análisis basado en modelos deterministas de series temporales en el que transforman las series en sumas y diferencias. De esta forma, la serie de sumas representa el agregado de la economía, y sus movimientos simbolizan la existencia de perturbaciones simétricas; sin embargo, la presencia de *shocks* asimétricos se identifica por las oscilaciones en la serie de diferencias.

Además, con el objetivo de averiguar si los *shocks* son permanentes o transitorios, estos autores ajustan a una tendencia ambas series. En otras palabras, descomponen las series de sumas y diferencias en un componente permanente y un componente cíclico.

Este método ha sido ampliamente utilizado, y para el caso español es el empleado en los trabajos de Myro y Perelli (1996), Villaverde (1999a) y Sánchez-Robles y Cuñado (1999). El principal resultado que emana de todos estos trabajos es que no parece que la probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas sea muy elevada.

No obstante, esta metodología tiene, como cualquier otra, sus limitaciones. Una de las más importantes es que la distinción que se establece entre el grado de simetría y de persistencia de una perturbación no parece del todo precisa. El componente cíclico puede ser interpretado como la señal de un *shock* transitorio, pero también puede ser interpretado —y de hecho lo es en muchos trabajos— como una medida de los *shocks* asimétricos acaecidos en una economía.

2.3. *Enfoque basado en modelos VAR* *(modelos autorregresivos vectoriales-multiecuacionales)*

Los modelos VAR también han sido utilizados con este propósito. En concreto, fueron utilizados inicialmente por Blanchard y Quah (1989) y, posteriormente, ha sido el enfoque empleado en numerosos estudios, como los de Bayoumi y Taylor (1992), Bayoumi y Eichengreen (1993) y Obstfeld y Peri (1998). De forma muy sintética, hay que señalar que se trata de modelos en los que las variables explicativas son las variables dependientes retardadas, y que para su identificación es necesario

imponer algunas restricciones sobre el conjunto de interacciones contemporáneas. Estas restricciones equivalen a predeterminar las variables que se mueven en un período ante perturbaciones producidas en otra variable en ese mismo período. Para el resto de las interacciones dinámicas estas restricciones no operan, y todas las variables pueden afectar y ser afectadas por el resto.

Así, ahondando un poco en lo que se indicaba en el párrafo anterior, es importante indicar que el supuesto crucial de identificación que imponen estos trabajos es —en la mayoría de los casos— que los *shocks* de demanda tienen sólo efectos temporales en el *output*, mientras que los *shocks* de oferta pueden tener efectos permanentes³.

En cuanto a los resultados obtenidos, Bayoumi y Eichengreen (1993), por ejemplo, comparan la situación de la UE con la que existe en Estados Unidos. Su principal conclusión es que en el seno de la UE es más probable que se produzcan *shocks* asimétricos y que los países europeos muestran una menor respuesta ante ellos.

Respecto al caso español, Sánchez-Robles y Cuñado (1999) estiman un modelo estructural VAR para las regiones españolas. En concreto, definen un modelo en el que simulan una perturbación idéntica para todas ellas. Sus resultados muestran una repuesta similar en cada región, por lo que concluyen que el grado de vulnerabilidad ante una perturbación asimétrica es bastante parejo en España.

La principal limitación de este enfoque es la referente a los supuestos que hay que establecer para la identificación del modelo, supuestos de los que dependen las conclusiones posteriores. Introducir supuestos de identificación desde el punto de vista teórico vía restricciones en los efectos contemporáneos o a corto plazo de los distintos tipos de *shocks* es incontrolable empíricamente, y muchas veces estos supuestos están condicionados por el modelo conceptual del analista.

2.4. *Modelo de espacio de los estados (state space model) y filtro de Kalman*

La representación en el espacio de los estados es una herramienta clave para el análisis de modelos estructurales de series temporales. Este enfoque se basa en transformar el modelo que se desea estimar en la forma conocida como espacio de los estados y, una vez realizada esta transformación, aplicar un determinado algoritmo, siendo el más utilizado el filtro de Kalman.

³ Supuesto que algunos autores, como Bean (1992), ponen en entredicho.

En términos generales⁴, el modelo de espacio de los estados consta de dos ecuaciones. En primer lugar, una *ecuación de medida* que relaciona una serie de variables observables, denominadas y_t , con variables exógenas asimismo observables, d_t , y una serie de elementos no observables α_t , que se conoce vector de estados:

$$y_t = Z_t \alpha_t + d_t + \varepsilon_t$$

donde Z_t es una matriz de parámetros asociada al vector de estados α_t y ε_t es un vector de residuos serialmente incorrelacionados con media cero y matriz de covarianzas H_t .

En segundo lugar, una *ecuación de transición* que muestra cómo se comporta el vector de estados; en concreto, y a pesar de que no es observable, se sabe que es generado por un proceso Markov de primer orden:

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + c_t + R_t \eta_t$$

donde T_t es una matriz de parámetros, c_t son variables exógenas observables, R_t es una matriz asociada a un vector de residuos (η_t) serialmente incorrelacionado, con media cero y matriz de covarianzas Q_t .

Una vez se ha representado el modelo en forma de espacio de los estados, un gran número de algoritmos pueden ser utilizados, aunque el centro de todos ellos es el filtro de Kalman. Así, utilizando esta técnica es posible estimar los parámetros del modelo, puesto que la función de verosimilitud puede ser expresada por medio de la descomposición del error de predicción, descomposición que surge como resultado de la aplicación del filtro de Kalman.

3. NATURALEZA DE LAS PERTURBACIONES EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS

Repasados los principales enfoques empleados a la hora de abordar el análisis de las perturbaciones que puede sufrir una economía, en este apartado se aplica el último de ellos a las regiones españolas. Éste, novedoso en el caso español, se basa en la

⁴ Para un análisis exhaustivo del modelo de espacio de los estados y del filtro de Kalman remitirse, por ejemplo, a Harvey (1989).

aplicación del filtro de Kalman cuando se ha expresado el modelo en forma de espacio de los estados⁵. Su utilización intenta paliar algunas de las limitaciones de las otras metodologías y, además, permite, por un lado, identificar de forma precisa el grado de permanencia de una perturbación y, por otro, su origen —de oferta o de demanda.

En primer lugar, hay que indicar que, en el proceso de estimación, se ha utilizado una serie temporal proporcionada por la Fundación BBV que comprende desde el año 1955 hasta 1997. Estas series son bienales, y para convertirlas en anuales se han empleado dos técnicas alternativas: a) Efectuar una simple interpolación lineal entre los años anterior y posterior. b) Realizar un *spline* para suavizar la serie. Los resultados que se muestran en este apartado son los que corresponden al primer caso y las series utilizadas son las de Valor Añadido Bruto (VAB) a coste de los factores en millones de pesetas constantes de 1986 y las series de índices de precios implícitos en el VAB⁶.

Tras obtener series anuales, se ha desarrollado un modelo (siguiendo a Jansson, 1997) en el que se examinan las fluctuaciones que han tenido lugar, en producción y precios, en todas y cada una de las comunidades autónomas españolas. Un análisis detallado de este modelo se muestra en el Anexo 1. De forma muy sintética hay que señalar que, como paso previo y ya que el objetivo es identificar las perturbaciones, se ha extraído la tendencia de las series; en concreto, se ha eliminado la misma a través de la diferencia de logaritmos⁷.

Una vez eliminadas las tendencias, el modelo se basa en el supuesto de que las fluctuaciones de cada serie se pueden dividir en dos componentes: uno específico de cada comunidad y otro común a todas ellas. Estos dos componentes no son observables, pero pueden, bajo ciertos supuestos, ser estimados; en definitiva, utilizamos una serie observable para generar dos componentes no observables. Además, permitimos que ambos componentes estén sujetos a *shocks*, o lo que es lo mismo, sean estocás-

⁵ También se han analizado las perturbaciones con otro enfoque, el basado en modelos deterministas de series temporales. Los resultados obtenidos, que no se muestran por falta de espacio, están disponibles a petición de los interesados.

⁶ Los resultados obtenidos cuando se realiza un *spline* no difieren en gran medida de los que mostramos a continuación —la principal diferencia estriba en el origen, de oferta o de demanda, de un *shock*—. En Maza (2002) se utilizan los datos procedentes de la realización de un *spline* y se lleva a cabo un análisis alternativo de las perturbaciones acaecidas en las regiones españolas.

⁷ Las series utilizadas son $X_{it} = [\Delta \log(VAB_{it}) - media]$ y $X_{it} = [\Delta^2 \log(P_{it}) - media]$ para el Valor Añadido Bruto (VAB) y el Índice de precios implícito en el VAB (P) respectivamente, donde Δ es el operador de retardos.

ticos; obtenemos, de este modo, los *shocks* comunes (es decir, que afectan a la totalidad de las regiones) y los *shocks* específicos (que afectan a cada comunidad por separado). Así, y dada la distinta incidencia de los *shocks* comunes y específicos sobre las regiones, suponemos que el componente común refleja la importancia de los *shocks* simétricos, mientras que el componente específico de cada región recoge la importancia de los *shocks* asimétricos.

Asimismo, la varianza de estas nuevas series —a las que se ha extraído la tendencia— se puede utilizar como medida de las fluctuaciones acontecidas en cada región. A este respecto, el modelo indica, por medio de una descomposición de dicha varianza, en qué proporción los *shocks* simétricos y asimétricos pueden explicar estas fluctuaciones.

Por otro lado, en la definición del modelo se supone que los componentes no observables se comportan siguiendo un proceso autorregresivo de primer orden (AR[1]); gracias a este supuesto se puede aproximar (analizando los parámetros asociados a la variable retardada) la duración de las distintas perturbaciones (su carácter permanente o transitorio).

Somos capaces de identificar, por lo tanto, *shocks* simétricos y asimétricos, permanentes y temporales. Pero aún falta, de acuerdo con lo que señalábamos con anterioridad, distinguir si estos *shocks* son de oferta o de demanda. Con este propósito, establecemos el supuesto de que las perturbaciones que afectan de distinta forma a producción y precios son perturbaciones de oferta, mientras que aquéllas que afectan en la misma dirección a ambas variables son perturbaciones de demanda. De acuerdo con esto, la correlación entre las oscilaciones en *output* y precios identifica el tipo de *shock* que ha tenido lugar, de forma que, si el coeficiente de correlación resulta positivo estamos ante un *shock* de demanda, mientras que si éste es negativo nos encontramos ante un *shock* de oferta.

El resto del apartado muestra los principales resultados obtenidos en el análisis del nivel de producción, del índice de precios y, por último, en lo referente al origen de los *shocks*.

3.1. Nivel de producción

Los resultados que se obtienen, cuando la variable objeto de análisis es el nivel de producción, se muestran en los Cuadros 1 y 2. La primera columna del Cuadro 1 indica de qué manera el componente común afecta a las fluctuaciones en el nivel de producción de todas las comunidades autónomas. Por razones técnicas, los resultados

han sido normalizados, y la sensibilidad de las fluctuaciones en el nivel de producción al componente común o simétrico de la comunidad de Madrid ha sido fijada igual a la unidad y tomada como base; con otras palabras, un coeficiente estimado para cualquier comunidad mayor (menor) que la unidad está indicando que dicha comunidad es más (menos) sensible a los *shocks* comunes que la comunidad madrileña. Asimismo, los valores entre paréntesis reflejan los p-valores, que indican cuál es la probabilidad de equivocarse si se rechaza la hipótesis nula; no obstante, el p-valor puede ser interpretado, en este caso, como la probabilidad de que las regiones españolas no se vean influenciadas por el componente común (la hipótesis nula que se estima es que ese coeficiente sea igual a cero), es decir, que sólo se caractericen por fluctuaciones específicas de cada una de ellas⁸.

Cuadro 1. Parámetros del modelo (VAB)

CC.AA	Sensibilidad al componente simétrico Parámetro γ_i	Persistencia de perturbaciones simétricas Parámetro α	Persistencia de perturbaciones asimétricas Parámetro β_i
Andalucía	0,97 (0)	0,70 (0)	0,47 (0,0361)
Aragón	1,11 (0)	0,70 (0)	0,40 (0,1399)
Asturias	0,67 (0,0020)	0,70 (0)	0,53 (0,0073)
Baleares	1,00 (0)	0,70 (0)	0,50 (0,0097)
Canarias	1,02 (0)	0,70 (0)	0,47 (0,0161)
Cantabria	1,11 (0)	0,70 (0)	0,19 (0,3508)
Cast.-León	0,83 (0)	0,70 (0)	0,23 (0,3324)
Cast.-La Mancha	1,06 (0)	0,70 (0)	0,44 (0,0266)
Cataluña	1,26 (0)	0,70 (0)	0,27 (0,2303)

⁸ Los p-valores han sido calculados a través del test de cociente de verosimilitudes (*likelihood ratio test*). Para la definición de este test remitirse, por ejemplo, a Harvey (1990).

Cuadro 1. Parámetros del modelo (VAB) (Continuación)

C. Valenciana	1,23 (0)	0,70 (0)	0,84 (0,0210)
Extremadura	0,77 (0,0008)	0,70 (0)	0,43 (0,0294)
Galicia	0,97 (0)	0,70 (0)	0,58 (0,0046)
Madrid	1,00 (-)	0,70 (0)	0,50 (0,0339)
Murcia	0,95 (0)	0,70 (0)	0,49 (0,0162)
Navarra	1,07 (0)	0,70 (0)	0,35 (0,0830)
País Vasco	1,06 (0)	0,70 (0)	0,61 (0,0043)
Rioja (La)	0,78 (0)	0,70 (0)	0,49 (0,0169)

Notas: Las cifras entre paréntesis representan los p-valores. Un p-valor indica el nivel de significación al que se rechaza la hipótesis nula. La hipótesis nula que estamos evaluando es:

$H_0 : \gamma_i = 0$

$H_0 : \alpha = 0$

$H_0 : \beta_i = 0$

Fuente: Fundación BBV y elaboración propia.

Pues bien, los resultados obtenidos ponen de relieve que los cambios en el componente común afectan, en mayor o menor grado, a todas las comunidades autónomas. Los coeficientes alcanzan cifras cercanas a la unidad y la probabilidad de que el valor del coeficiente sea cero es prácticamente nula en todos los casos⁹.

Continuando con el Cuadro 1, la segunda y tercera columna del mismo reflejan el grado de permanencia de una perturbación. Tal y como se indica en el Anexo 1, cuanto más cercano a la unidad se encuentre el coeficiente (en términos absolutos) más persistentes son dichas perturbaciones, mientras que un coeficiente de valor cero

⁹ Si somos estrictos, esta afirmación no es correcta. El p-valor indica la probabilidad de equivocarse si se rechaza la hipótesis nula. Por lo tanto, lo correcto sería decir que la probabilidad de cometer un error si se rechaza que ese coeficiente es cero es casi nula. No obstante, a lo largo del trabajo y para facilitar la exposición, se asimila el valor del p-valor a la probabilidad de que se cumpla la hipótesis nula, aunque, como se ha señalado, no sea del todo exacto, pues nunca se puede aceptar la hipótesis nula.

indica que las perturbaciones son totalmente transitorias. A la vista de los resultados, se puede concluir, por un lado, que las perturbaciones simétricas son bastante persistentes, es decir, que lleva tiempo retornar a valores iniciales cuando se produce un *shock*¹⁰; por otro lado, y en relación con las perturbaciones asimétricas, parece que la probabilidad de que sean totalmente transitorias es muy reducida en la mayoría de las comunidades, aunque hay regiones en las que dicha probabilidad es bastante elevada (Cantabria y Castilla-León, por ejemplo).

Además, como ya mencionamos en líneas precedentes, el modelo permite cuantificar el porcentaje de las variaciones en el nivel de *output* de cada comunidad que puede ser explicado por *shocks* simétricos y asimétricos. El Cuadro 2 sintetiza los resultados obtenidos y establece una ordenación entre comunidades, de forma que la que tiene asociado un «1» es la región con menor probabilidad de sufrir una perturbación diferenciada. A la vista de estos resultados, podemos concluir que los *shocks* simétricos son claramente más importantes para la mayoría de las comunidades autónomas. Las únicas en las que las perturbaciones asimétricas juegan un papel preponderante son las comunidades de Asturias y Extremadura. Sin embargo, en la vertien-

Cuadro 2. Descomposición entre *shocks* simétricos y asimétricos (VAB)

CC.AA.	Componente simétrico	Componente asimétrico	Ranking
Andalucía	84,41	15,59	6
Aragón	95,91	4,09	3
Asturias	44,96	55,04	17
Baleares	78,08	21,92	12
Canarias	69,27	30,73	14
Cantabria	77,19	22,81	13
Cast.-León	81,13	18,87	9
Cast.-La Mancha	79,86	20,14	11
Cataluña	96,67	3,33	2
C. Valenciana	97,50	2,50	1
Extremadura	49,30	50,70	16
Galicia	94,80	5,20	4
Madrid	80,02	19,98	10
Murcia	82,26	17,74	7
Navarra	81,97	18,03	8
País Vasco	62,62	37,38	15
Rioja (La)	86,01	13,99	5

Nota: Este cuadro está basado en la descomposición de la varianza que se muestra en el Anexo 1. Las cifras vienen expresadas en porcentajes.

Fuente: Ídem. Cuadro 1.

¹⁰ La probabilidad de que el verdadero valor sea cero, es decir, de que los *shocks* sean totalmente transitorios, es prácticamente nula.

te opuesta se encuentran la Comunidad Valenciana, Cataluña y Aragón (en las que representan menos del 5 por 100).

3.2. Índice de precios

Si pasamos a analizar las oscilaciones en el índice de precios de cada comunidad, la primera columna del Cuadro 3 pone de relieve que el componente común influye claramente en la evolución de los precios de todas las comunidades autónomas; la probabilidad de que el coeficiente asociado a dicho componente sea cero es despreciable en todas ellas.

Cuadro 3. Parámetros del modelo (Precios)

CC.AA	Sensibilidad al componente simétrico Parámetro γ_i	Persistencia de pertur- baciones simétricas Parámetro α	Persistencia de pertur- baciones asimétricas Parámetro β_i
Andalucía	0,89 (0)	-0,37 (0,0205)	0,23 (0,3095)
Aragón	0,81 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,16 (0,4774)
Asturias	0,72 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,09 (0,6347)
Baleares	1,01 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,24 (0,2959)
Canarias	1,00 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,02 (0,9170)
Cantabria	0,79 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,00 (0,9974)
Cast.-León	0,81 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,07 (0,6882)
Cast.-La Mancha	0,73 (0)	-0,37 (0,0205)	0,04 (0,8189)
Cataluña	0,87 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,24 (0,3002)
C. Valenciana	0,83 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,11 (0,6594)
Extremadura	0,81 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,24 (0,2740)

Cuadro 3. Parámetros del modelo (Precios) (*Continuación*)

Galicia	0,79 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,27 (0,1554)
Madrid	1,00 (-)	-0,37 (0,0205)	-0,16 (0,4028)
Murcia	0,83 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,08 (0,5304)
Navarra	0,85 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,08 (0,5295)
País Vasco	0,81 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,10 (0,5196)
Rioja (La)	0,86 (0)	-0,37 (0,0205)	-0,09 (0,6353)

Notas: Las cifras entre paréntesis representan los p-valores. Un p-valor indica el nivel de significación al que se rechaza la hipótesis nula. La hipótesis nula que estamos evaluando es:

$H_0 : \gamma = 0$

$H_0 : \alpha = 0$

$H_0 : \beta = 0$

Fuente: Ídem Cuadro 1.

Por otro lado, y respecto a la persistencia de las perturbaciones, las restantes columnas de dicho cuadro indican que los *shocks* simétricos en el nivel de precios tienen una cierta persistencia, aunque menor que la que muestran este tipo de *shocks* en la producción. En relación con los *shocks* de carácter asimétrico o idiosincrásico, es preciso señalar que Galicia es la comunidad que muestra una mayor persistencia (la probabilidad de que sean totalmente transitorios es sólo del 15%), seguida por Extremadura y Baleares; en el lado opuesto se encuentran las comunidades de Cantabria y Canarias, regiones en las que la probabilidad de que sean enteramente transitorios es superior al 90 por 100. Asimismo, es oportuno anotar que las perturbaciones asimétricas en el índice de precios de cada comunidad muestran, de nuevo, una menor persistencia que los *shocks* asimétricos en el nivel de *output*.

Para finalizar, el Cuadro 4 pone de manifiesto que en todas las regiones los *shocks* simétricos tienen mayor importancia que los asimétricos. Es más, estos últimos son residuales en muchas comunidades. Además, y si comparamos estos resultados con los que obteníamos en el caso anterior, podemos concluir que los *shocks* de carácter asimétrico son menos preocupantes en lo referente al nivel de precios de cada comunidad que respecto a su volumen de producción.

Cuadro 4. Descomposición entre *shocks* simétricos y asimétricos (Precios)

CC.AA.	Componente simétrico	Componente asimétrico	Ranking
Andalucía	93,28	6,72	10
Aragón	96,77	3,23	5
Asturias	67,62	32,38	17
Baleares	84,15	15,85	16
Canarias	92,30	7,70	13
Cantabria	95,49	4,51	6
Cast.-León	92,72	7,28	12
Cast.-La Mancha	94,41	5,59	8
Cataluña	98,53	1,47	2
C. Valenciana	98,57	1,43	1
Extremadura	89,85	10,15	15
Galicia	93,05	6,95	11
Madrid	98,09	1,91	3
Murcia	97,64	2,36	4
Navarra	93,96	6,04	9
País Vasco	90,62	9,38	14
Rioja (La)	95,12	4,88	7

Nota: Este cuadro está basado en la descomposición de la varianza que se muestra en el Anexo 1. Las cifras vienen expresadas en porcentajes.

Fuente: Ídem Cuadro 1.

3.3. Perturbaciones ¿de oferta o de demanda?

Ya se ha señalado la importancia que tiene, cuando se analizan los tipos de *shocks* que afectan a una economía, el hecho de que la perturbación sea de oferta o de demanda; asimismo, también se mencionó que una manera de identificar su origen es por medio del análisis de las correlaciones entre los *shocks* en el nivel de producción e índice de precios. Los resultados de este análisis son los que recoge el Cuadro 5. La primera conclusión que subyace de este cuadro es que en España predominan las perturbaciones de demanda. Asturias es la comunidad que presenta una correlación más alta (0,46), seguida por Extremadura. En la vertiente contraria, esto es, entre las comunidades que se caracterizan por haber sufrido perturbaciones de oferta encontramos, únicamente, a la comunidad de Andalucía.

Cuadro 5. *Shocks* de oferta y demanda

CC.AA.	Coef. de correlación entre <i>shocks</i>
Componente común	0,21
Andalucía	-0,66*
Aragón	0,35*
Asturias	0,46*
Baleares	0,21
Canarias	-0,12
Cantabria	-0,04
Cast.-León	0,26*
Cast.-La Mancha	-0,10
Cataluña	-0,17
C. Valenciana	-0,18
Extremadura	0,41*
Galicia	0,17
Madrid	0,00
Murcia	0,23
Navarra	0,32*
País Vasco	0,35*
Rioja (La)	0,03

Nota: Las cifras del cuadro indican el coeficiente de correlación entre shocks comunes y específicos del nivel de producción e índice de precios. Los coeficientes señalados con un asterisco resultan estadísticamente significativos a un nivel de confianza del 95 por 100.

Fuente: Ídem Cuadro 1.

4. FLEXIBILIDAD SALARIAL EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS

Al inicio de este trabajo se apuntó que los costes asociados a la formación de una unión monetaria dependen de la probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas y de la existencia, o no, de mecanismos de ajuste alternativos a las variaciones cambiarias. Aunque la conclusión extraída del apartado anterior es que no parece, a priori, que la probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas en el seno de la UME vaya a ser excesivamente elevada, éstas pueden, bajo determinadas circunstancias, producirse; por ello, el estudio de tales mecanismos de ajuste se hace necesario con objeto de aproximar los costes que el proceso de integración puede entrañar para cada comunidad. Pues bien, este apartado aborda el estudio de uno de los principales mecanismos de ajuste alternativos a las variaciones en el tipo de cambio nominal: la flexibilidad salarial¹¹.

¹¹ Según la teoría de las AMO, los otros instrumentos de ajuste alternativos al tipo de cambio son la movilidad laboral (véase Maza, 2001) y el federalismo fiscal.

Es evidente que la pérdida del tipo de cambio como instrumento de ajuste que supone una unión monetaria aumenta la importancia que tiene el grado de flexibilidad salarial para acomodar un posible *shock*; si los salarios son rígidos, un eventual *shock* adverso de carácter real puede afectar a la cantidad demandada y ofrecida en el mercado de trabajo y, como consecuencia, aumentar la tasa de desempleo y provocar una pérdida de bienestar. En definitiva, la flexibilidad salarial se torna, en el seno de una unión monetaria, esencial para mantener y mejorar el nivel de actividad y bienestar.

Algunos autores han examinado el grado de flexibilidad salarial en Europa utilizando técnicas econométricas, estimando una serie de ecuaciones de regresión que tratan de identificar los determinantes de los salarios (Abraham, De Bruyne y Van Der Auwera, 2000). Otros investigadores han analizado esta variable en España (véanse, por ejemplo, Bajo y cols., 1999; Villaverde, 1999b, Villaverde y Maza, 2002). La principal conclusión que se obtiene de estos trabajos es que existe un elevado grado de rigidez salarial tanto en Europa como en España.

La principal aportación de este trabajo no es tanto el análisis de la flexibilidad salarial, sino cómo se lleva a cabo el mismo. Los trabajos anteriormente mencionados utilizan técnicas de estimación paramétricas; por lo tanto, asumen que la relación entre los salarios y las variables explicativas en la ecuación de regresión es paramétrica, lineal en la mayoría de los casos. Sin embargo, la teoría econométrica más reciente ha modificado este punto de vista; el nuevo enfoque —los métodos de estimación no paramétricos y semiparamétricos— permite una mayor flexibilidad en la relación funcional que existe entre las distintas variables.

En efecto, muchas veces no existe ningún motivo aparente para suponer que la relación es paramétrica; por el contrario, en algunas ocasiones se puede sospechar que esta relación es no lineal o, cuando menos y como ocurre en este caso, desconocer la forma funcional que relaciona la variable endógena con las variables explicativas. En estas ocasiones, utilizar una técnica de estimación más flexible puede otorgar mayor fiabilidad a los resultados obtenidos. Éste es el objetivo de los métodos de estimación no paramétricos: ser flexibles y robustos ante errores de especificación. Así, una estimación no paramétrica supone que el conjunto de variables explicativas está relacionada con la variable endógena del siguiente modo:

$$Y = m(T) + u \quad T = (T_1, T_2, \dots, T_d)$$

y no impone restricciones sobre la forma de $m(\bullet)$, salvo que sea una función continua y con un cierto grado de diferenciabilidad.

Sin embargo, la estimación no paramétrica tiene algunas limitaciones. Su principal problema es el conocido «curso de dimensionalidad». Los estimadores no paramétricos están basados en la idea de realizar medias locales (ponderadas) y, con grandes dimensiones, no funcionan de forma correcta.

Además, la estimación no paramétrica tiene también otros puntos débiles. En primer lugar, se puede conocer (o, al menos, atisbar) la relación que existe entre la variable endógena y alguna de las variables explicativas, por lo que una forma flexible de la función no sería necesaria en ese caso. En segundo lugar, el enfoque no paramétrico requiere un cierto grado de suavizamiento, y esto no es posible si se trabaja con variables explicativas discretas.

Por estas razones, entre otras, es por lo que surge en econometría un nuevo enfoque: las técnicas de estimación semiparamétricas. Estas técnicas combinan los dos métodos anteriormente señalados: paramétrico y no paramétrico. En concreto, poseen la principal ventaja de los métodos paramétricos —una sencilla interpretación de los resultados—, pero otorgan una mayor flexibilidad al modelo. Un modelo de estimación semiparamétrico consta de dos elementos, uno de los cuales es estimado no paramétricamente, mientras el segundo requiere la estimación de un conjunto de parámetros; puede ser interpretado, por tanto, como la suma de una parte paramétrica, $\beta^T X$, y otra no paramétrica, $m(T)$. La forma general de un modelo de este tipo es la siguiente:

$$Y = \beta^T X + m(T) + U$$

siendo U el término de error, con $E(U/X, T) = 0$ y $V(U/X, T) = \sigma^2$, X el vector de variables explicativas que tiene una influencia lineal en la respuesta de la variable endógena, β el vector de parámetros asociado a esas variables, y $m(T)$ una función desconocida del vector T .

Este último enfoque es el que se ha utilizado en este trabajo para el análisis de la flexibilidad salarial en España¹². El proceso de estimación que se ha llevado a cabo está basado en un trabajo de Li y Stengos (1996), en el cual se combinan las técnicas de estimación semiparamétricas con el uso de datos de panel¹³. Un repaso del proceso de estimación se presenta en el Anexo 2.

¹² También se ha llevado a cabo un análisis tradicional paramétrico, obteniendo resultados acordes con los que se muestran a continuación. Asimismo, se realizó un análisis no paramétrico, que no se muestra por falta de espacio, pero que esta disponible a petición de los interesados.

¹³ En el proceso de estimación se han utilizado varios tipos de Kernels, con resultados muy similares en todos ellos. Los que se muestran corresponden al Kernel Gaussiano con parámetro de suavizamiento óptimo.

Así, la primera ecuación estimada, que se puede derivar de un modelo de negociación salarial como el planteado por Abraham (1996), se puede expresar como sigue:

$$\dot{\omega}_{it} = \alpha_i + \beta_1 \dot{\omega}_t + \beta_2 \dot{u}_t + m(\dot{u}_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

y refleja que el crecimiento en el salario real de la región i en el período t ($\dot{\omega}_{it}$) depende de la tasa de crecimiento del salario medio nacional ($\dot{\omega}_t$), del crecimiento en el desempleo nacional (\dot{u}_t) y de la evolución de la tasa de desempleo regional (\dot{u}_{it}), la cual tiene una influencia no paramétrica sobre $\dot{\omega}_{it}$.

Sin embargo, la ecuación (1) presenta algunos problemas econométricos (multicolinealidad entre las tasas de desempleo regional y nacional, y simultaneidad entre el salario y el desempleo regional), por lo que una segunda ecuación es estimada; en este caso, el crecimiento de la productividad a escala regional y nacional ($\dot{\lambda}$) aparece como variable explicativa en lugar del crecimiento de la tasa de desempleo regional:

$$\dot{\omega}_{it} = \alpha_i + \beta_1 \dot{\omega}_t + \beta_2 \dot{u}_t + \beta_3 \dot{\lambda}_t + m(\dot{\lambda}_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Los datos utilizados en el análisis provienen de la Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas (FUNCAS) y cubren el período 1985-1999¹⁴. En concreto, los datos de salarios han sido aproximados por la relación «costes laborales/personas ocupadas» y los datos de productividad por la ratio entre el VAB y el número de empleados. El Cuadro 6 muestra los resultados obtenidos en ambas ecuaciones¹⁵, mientras los Gráficos 1 y 2 muestran la variable considerada no paramétrica en cada caso. Los resultados obtenidos se pueden resumir como sigue:

1. El coeficiente asignado al salario nacional no difiere estadísticamente de uno, lo que muestra la alta incidencia que tiene esta variable en la determinación de los salarios regionales y, por tanto, la elevada rigidez geográfica de los salarios reales. Este resultado procede del hecho de que existe un claro fenómeno de centralización de las negociaciones salariales en España.
2. Con relación al desempleo, vemos que los coeficientes asignados al desempleo nacional, a pesar de ser negativos en todos los casos, no difieren estadís-

¹⁴ En este caso, a diferencia del anterior, la necesidad de datos no es acuciante; además, no se dispone de una serie temporal tan dilatada en el tiempo para las nuevas variables utilizadas, por lo que el análisis se ha limitado al período más actual.

¹⁵ Por razones de claridad, los efectos fijos se han omitido en dicho cuadro.

ticamente de cero, lo que indica que esta variable posee una incidencia mínima (o nula) en la determinación de los salarios regionales. De la misma forma, la evolución del desempleo regional no tiene un efecto significativo en el crecimiento de los salarios regionales (Gráfico 1).

- Si nos referimos a la productividad, se observa que los aumentos en la productividad nacional no ejercen influencia sobre la evolución de los salarios regionales (ecuación 2). Sin embargo, incrementos específicos en la productividad regional parecen tener un débil —y positivo— efecto en la evolución de los salarios regionales (Gráfico 2).

Cuadro 6. Flexibilidad salarial

Var. dependiente: $\dot{\omega}_t$	Ecuación 1		Ecuación 2	
	Coefficientes	Errores Standard	Coefficientes	Errores Standard
$\dot{\omega}_t$	1,04*	0,028	1,06*	0,035
\dot{u}_t	«n.p.v.»	«n.p.v.»	—	—
\dot{u}_t	-0,009	0,007	-0,008	0,007
$\dot{\lambda}_{it}$	—	—	«n.p.v.»	«n.p.v.»
$\dot{\lambda}_t$	—	—	-0,03	0,03

Nota: Los coeficientes señalados con un asterisco resultan estadísticamente significativos a un nivel de confianza del 99 por 100. El símbolo «n.p.v.» denota la variable considerada no paramétrica en cada ecuación.

Fuente: FUNCAS y elaboración propia.

Gráfico 1. Estimación semiparamétrica —Ecu. 1—

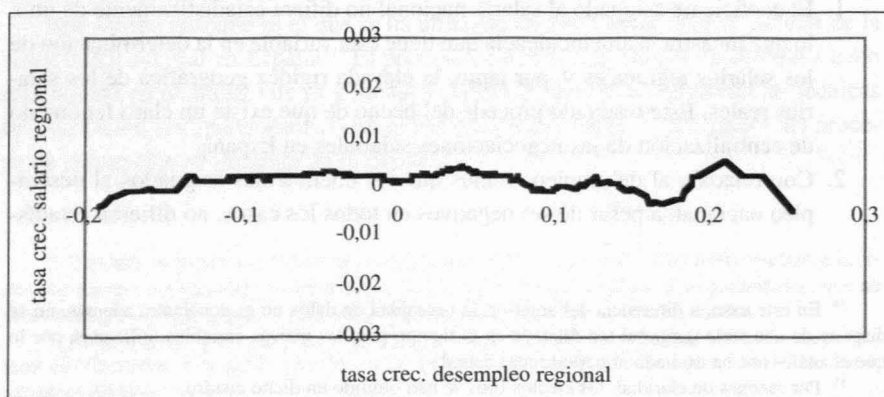
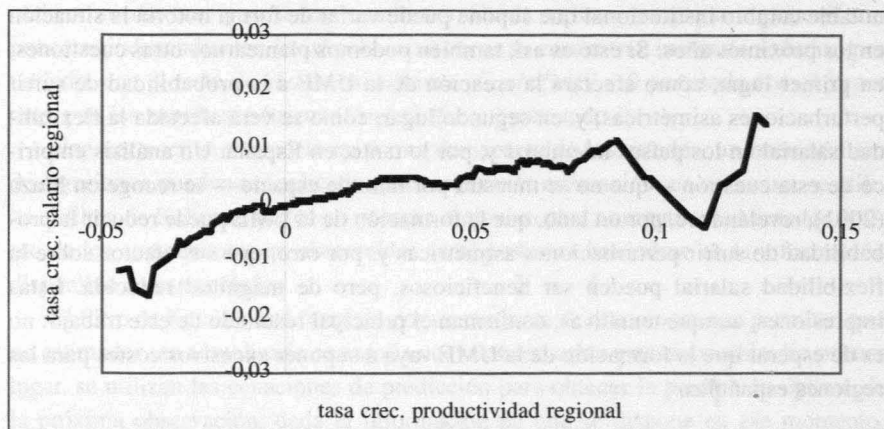


Gráfico 2. Estimación semiparamétrica -Ecu. 2-



5. CONCLUSIONES

En este artículo se han examinado los costes potenciales que la creación de la UME puede conllevar para las regiones españolas. Examinada esta cuestión desde distintos puntos de vista, se han puesto de relieve algunos resultados interesantes. En primer lugar, que las perturbaciones que han sufrido las regiones españolas han sido, en su mayoría, de carácter simétrico, persistentes —especialmente en el caso de la producción— y de oferta. Uno de los factores que puede encontrarse detrás del hecho de que Asturias, Extremadura y el País Vasco sean las regiones que sufren más perturbaciones de carácter asimétrico reside en que su estructura productiva es bastante diferente a la media nacional. En segundo lugar, que la evolución de los salarios en España se encuentra fuertemente indexada al salario medio nacional, jugando un papel nulo las tasas de desempleo y mínimo la evolución de la productividad; esto es, que el grado de flexibilidad del mercado de trabajo en España es muy reducido. En suma, la principal conclusión que se puede extraer de este artículo es que no parece que los costes asociados a la formación de la UME vayan a ser excesivamente elevados para las regiones españolas.

Finalmente, pueden señalarse dos posibles extensiones de este trabajo. Aunque es evidente que la única forma de analizar la cuestión que se plantea es estudiando la experiencia pasada que, dicho sea de paso, estimamos de gran ayuda para ade-

lantar el devenir futuro, también parece obvio que la instauración de la UME y el notable cambio institucional que supone puede variar de forma notoria la situación en los próximos años. Si esto es así, también podemos plantearnos otras cuestiones: en primer lugar, cómo afectará la creación de la UME a la probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas; y, en segundo lugar, cómo se verá afectada la flexibilidad salarial en los países miembros y, por lo tanto, en España. Un análisis empírico de esta cuestión —que no se muestra por falta de espacio— se recoge en Maza (2001), revelándose, por un lado, que la formación de la UME puede reducir la probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas y, por otro, que sus efectos sobre la flexibilidad salarial pueden ser beneficiosos, pero de magnitud reducida. Estas impresiones, aunque tentativas, confirman el principal resultado de este trabajo: no es de esperar que la formación de la UME vaya a suponer excesivos costes para las regiones españolas.

ANEXO 1: DESCRIPCIÓN EL MOELO UTILIZADO

A continuación, se expone el modelo utilizado para el análisis del tipo de perturbaciones acaecidas en las regiones españolas. Como ya se indicó, el primer paso para realizar la estimación es extraer la tendencia de las series de producción y precios; así, se denota por a las series de producción y precios para la región en el período una vez eliminada su tendencia. Estas series, como ya se explicó a lo largo del trabajo, son divididas en dos componentes no observables (ecuación de medida):

$$X_{it} = \gamma_t X_t^C + X_{it}^E$$

donde X_t^C es el componente común a todas las regiones y X_{it}^E es el componente específico de cada una de ellas.

Para proceder a la estimación, se supone que ambos componentes son totalmente independientes y, además, que se conoce su comportamiento. Las estimaciones realizadas se basan en el supuesto de que los componentes no observables siguen un proceso autoregresivo (AR) de primer orden (ecuación de transición):

$$\begin{aligned} X_t^C &= \alpha X_{t-1}^C + \varepsilon_t^C \\ X_{it}^E &= \beta_i X_{it-1}^E + \varepsilon_{it}^E \end{aligned}$$

donde ε_t^C y ε_{it}^E representan los *shocks* simétricos y asimétricos, respectivamente.

Además, se establece el supuesto de que los *shocks* siguen una distribución normal con media cero y varianzas constantes. Unido a ello, y ya que se suponen componentes independientes, los *shocks* asimétricos se encuentran incorrelacionados, por un lado, con el resto de *shocks* asimétricos ($Cov[\varepsilon_{it}^E, \varepsilon_{jt}^E] = 0$ para todo $i \neq j$) y, por otro, con los *shocks* simétricos ($Cov[\varepsilon_{it}^E, \varepsilon_t^C] = 0$ para todo i).

Una vez escrito el modelo en forma de espacio de los estados, un buen número de algoritmos pueden ser aplicados para realizar la estimación; en este caso, se utiliza el filtro de Kalman, que es un proceso recursivo para computar el estimador óptimo de los componentes no observables en el período t basándose en la información disponible en ese período.

El filtro de Kalman está formado por un conjunto de ecuaciones que permiten que un estimador sea actualizado cuando la nueva observación está disponible. En primer lugar, se utilizan las ecuaciones de predicción para obtener la predicción óptima de la próxima observación, dada la información de que se dispone en ese momento. A continuación, se recibe la nueva información y, por medio de las ecuaciones de actualización, se renuevan las predicciones. Como resultado, se generan unas series de errores de predicción, a partir de las cuales se construye la función de verosimilitud y se estiman los parámetros desconocidos.

En este caso, las ecuaciones de predicción y actualización son las siguientes:

1. Ecuaciones de predicción.

$$\begin{aligned} a_{t/t-1} &= \theta_t' * a_{t-1} \\ P_{t/t-1} &= \theta_t' P_{t-1} \theta_t' + Q_t \end{aligned}$$

donde θ_t es una matriz con los parámetros α y β_i de las ecuaciones de transición, mientras que Q_t es una matriz compuesta por la matriz de covarianzas de ε_t^C y ε_{it}^E . Asimismo, por $a_{t/t-1}$ se denota al estimador óptimo de los componentes no observables con la información del período $t-1$, mientras P_t es la matriz de covarianzas del error de estimación.

2. Ecuaciones de actualización.

$$\begin{aligned} a_t &= a_{t/t-1} + P_{t/t-1} * \delta_t' * F_t^{-1} * (X_{it} - \delta_t' a_{t/t-1}) \\ P_t &= P_{t/t-1} - P_{t/t-1} * \delta_t' * F_t^{-1} * \delta_t * P_{t/t-1} \end{aligned}$$

donde

$$F_t = \delta_t * P_{t/t-1} * \delta_t'$$

y δ_t' representa el conjunto de parámetros de la ecuación de medida.

Así, y de acuerdo a este modelo, es posible identificar los tipos de *shocks* que han experimentado las regiones españolas en las últimas décadas. En efecto, respecto a su persistencia, y por las propiedades de los procesos AR, sabemos que el valor de los parámetros asociados a los retardos de la variable dependiente ofrece información sobre el grado de permanencia de un *shock*. En este caso, como tenemos un AR(1), el valor absoluto del parámetro asociado a este primer retardo da una medida de la firmeza de las perturbaciones, siendo ésta mayor cuanto más cercano a la unidad —en términos absolutos— se encuentre este valor.

Pero, ¿cómo determinar la importancia que han tenido los *shocks* simétricos y asimétricos? Para ello, se ha realizado la descomposición de la varianza de la serie original de la siguiente forma:

$$\text{Var}(X_{it}) = \gamma_i^2 \text{Var}(X_t^C) + \text{Var}(X_{it}^E)$$

donde

$$\begin{aligned}\text{Var}(X_t^C) &= \text{Var}(\varepsilon_t^C) + \alpha \text{Cov}(X_t^C, X_{t-1}^C) \\ \text{Var}(X_{it}^E) &= \text{Var}(\varepsilon_{it}^E) + \beta_i \text{Cov}(X_{it}^E, X_{it-1}^E)\end{aligned}$$

Así, y simplemente aplicando esta descomposición, se puede calcular el porcentaje de las oscilaciones en X_{it} que es explicado por *shocks* simétricos y asimétricos, respectivamente.

Por último, también se ha diferenciado entre las distintas perturbaciones según cuál sea su origen, de oferta o de demanda. Pues bien, y aunque el modelo en sí mismo no identifica —de forma directa— esta característica de los *shocks*, parece claro que es posible obtener cierta información a través de los términos de error. Así, se pueden descomponer las perturbaciones, tanto comunes como específicas, en *shocks* de demanda y *shocks* de oferta. De este modo se obtiene, para el nivel de producción:

$$\begin{aligned}\varepsilon_t^C(y) &= \alpha^D D_t^C + \beta^O O_t^C \\ \varepsilon_{it}^E(y) &= \delta_i^D D_{it}^E + \gamma_i^O O_{it}^E\end{aligned}$$

y para el índice de precios:

$$\begin{aligned}\varepsilon_t^C(p) &= \alpha^p D_t^C + \beta^p O_t^C \\ \varepsilon_{it}^E(p) &= \delta_i^p D_{it}^E + \gamma_i^p O_{it}^E\end{aligned}$$

donde D_t^C (D_{it}^E) representa los *shocks* de demanda simétricos (asimétricos) y O_t^C (O_{it}^E) representa los *shocks* de oferta simétricos (asimétricos). Dado que estos *shocks* son estructurales, entonces la $Cov(Z_p Y_t) = 0$ para todo $Z_t \neq Y_t$, donde $Z_p Y_t = D_t^C, D_{it}^E, O_t^C, O_{it}^E$.

Ya se ha señalado a lo largo del trabajo que, de acuerdo con la lógica económica, los *shocks* de demanda tienen el mismo efecto sobre precios y output, mientras que los *shocks* de oferta tienen efectos de signo opuesto. De este modo, y aunque se desconocen los parámetros asociados a los *shocks* de oferta y de demanda, es posible, dada su influencia sobre las variables de interés, determinar al menos su signo. Ya que en el nivel de producción un *shock*, sea de oferta o de demanda, tiene el mismo efecto, podemos decir que $\alpha^y, \delta_i^y > 0$; $\beta^y, \gamma_i^y > 0$. Sin embargo, sobre el índice de precios los *shocks* de oferta y demanda tienen efectos opuestos, por lo que si $\alpha^p, \delta_i^p > 0$, entonces $\beta^p, \gamma_i^p < 0$. Por lo tanto, si se conoce el signo de estos coeficientes, las correlaciones entre los términos de error estimados en el modelo indican la importancia de los *shocks* (simétricos y asimétricos) de oferta y demanda, ya que:

$$\begin{aligned}Cov(\varepsilon_t^C(y), \varepsilon_t^C(p)) &= \alpha^y \alpha^p Var(D_t^C) + \beta^y \beta^p Var(O_t^C) \\ Cov(\varepsilon_{it}^E(y), \varepsilon_{it}^E(p)) &= \delta_i^y \delta_i^p Var(D_{it}^E) + \gamma_i^y \gamma_i^p Var(O_{it}^E)\end{aligned}$$

ANEXO 2: PROCESO DE ESTIMACIÓN SEMIPARAMÉTRICA

En el proceso de estimación efectuado se parte de un modelo original del tipo:

$$Y = \beta^T X + m(T) + U$$

A continuación, se toma la esperanza condicionada a y tenemos:

$$E(Y/T = t) = \beta^T E(X/T = t) + m(T)$$

Restando esta expresión del modelo original se obtiene:

$$Y - E(Y/T = t) = \beta^T (X - E(X/T = t)) + U$$

o, lo que es lo mismo:

$$\tilde{Y} = \beta^T \tilde{X} + U$$

Por último, y respecto al componente no paramétrico, éste se puede expresar de la siguiente forma:

$$m(T) = E(Y - \beta^T X | T = t)$$

De acuerdo con las anteriores expresiones, en la práctica las etapas que se han seguido en el proceso de estimación son las siguientes:

1. Estimar $E(Y|T=t)$ y $E(X|T=t)$ —para las variables explicativas incluidas en la parte paramétrica— con un método de estimación no paramétrico.

$$E(Y|T=t) = h(T)$$

$$E(X|T=t) = g(T)$$

2. Con las estimaciones no paramétricas obtenidas en la anterior etapa, generar las variables:

$$\tilde{X} = X - \hat{E}(X|T=t)$$

$$\tilde{Y} = Y - \hat{E}(Y|T=t)$$

3. Con estas nuevas variables tenemos la función de regresión $\tilde{Y} = \beta^T \tilde{X} + U$. Ahora es posible estimar el vector de parámetros por mínimos cuadrados ordinarios:

$$\hat{\beta} = (\tilde{X}^T \tilde{X})^{-1} \tilde{X}^T \tilde{Y}$$

4. Una vez estimado el parámetro β , se puede generar la variable:

$$\hat{Y} = (Y - \hat{\beta}^T X)$$

5. Por último, se considera la ecuación $\hat{Y} = m(T)$, y se estima $m(T)$ por una regresión no paramétrica de \hat{Y} en T ; el estimador no paramétrico de la función $m(T)$ es:

$$\hat{m}(T) = \frac{\frac{1}{nh} \sum_{i=1}^T \left(\frac{T-T_i}{h} \right) \hat{y}_i}{\hat{P}(T)}$$

donde

$$\hat{P}(T) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^T K\left(\frac{T-T_i}{h}\right)$$

BIBLIOGRAFÍA

- ABRAHAM, F. (1996), «Regional adjustment and wage flexibility in the European Union», *Regional Science and Urban Economics*, vol. 74, págs. 51-75.
- ABRAHAM, F.; DE BRUYNE, K. y VAN DER AUWERA, I. (2000), «Will wage policy succeed in Euro-land? The case of Belgium», *Cahiers Economiques de Bruxelles*, núm. 168, págs. 443-480.
- BAJO, O.; RABADÁN, I. y SALAS, R. (1999), «Regional wage flexibility in Spain, 1989-1992», *Papeles de Trabajo*, Instituto de Estudios Fiscales.
- BAYOUMI, T. y EICHENGREEN, B. (1993), «Shocking aspects of European Monetary Unification», en Giavazzi, F. y Torres, F. (eds.), *The transition to economic and monetary union in Europe*, Cambridge University Press, Cambridge, U.K.
- (1996), «Operationalizing the theory of optimum currency areas», *Discussion paper núm. 1484*, Centre for Economic Policy Research (CEPR).
- BAYOUMI, T. y TAYLOR, M. (1992), «Macroeconomic shocks, the ERM, and tri-polarity», *Discussion Paper núm. 711*, Centre for Economic Policy Research (CEPR).
- BEAN, C. R. (1992), «Economic and Monetary Union in Europe», *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6, núm. 4, págs. 31-52.
- BLANCHARD, O. y QUAH, D. (1989), «The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances», *American Economic Review*, vol. 79, págs. 655-673.
- COHEN, D. y WYLOSZ, C. (1989), «The European Monetary Union: An agnostic evaluation», *Discussion Paper núm. 306*, Centre for Economic Policy Research (CEPR).
- EICHENGREEN, B. (1993a), *European Monetary Unification*. Cambridge, MA: MIT Press.
- (1993b), «European monetary unification», *Journal of Economic Literature*, vol. XXXI, págs. 1321-1357.
- FATÁS, A. (1997), «EMU: Countries or regions? Lessons from the EMS experience», *European Economic Review*, vol. 41, núms. 3-5, págs. 743-751.
- HARDLE, W. y LINTON, O. (1994), «Applied nonparametric methods», en R. F. Engle and D. L. McFadden (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. IV, Elsevier.

- HARVEY, A. (1989), *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- (1990), *The econometric analysis of time series*, Philip Allan.
- JANSSON, P. (1997), «How large is the risk of asymmetric shocks for Sweden?», *Swedish Economic Policy Review*, núm. 4, págs. 447-486.
- LAFRANCE, R. y ST-AMANT, P. (1999), «Optimal currency areas: A review of the recent literature», *Working paper 99-16*, Bank of Canada.
- LI, Q. y STENGOS, T. (1996), «Semiparametric estimation of partially linear panel data models», *Journal of Econometrics*, vol. 71, págs. 389-397.
- MAZA, A. (2001), «Las disparidades regionales en España: Efectos de la integración en la Unión Monetaria Europea», Tesis Doctoral, Universidad de Cantabria.
- (2002), «Regiones españolas y perturbaciones: Un análisis empírico», *Revista Asturiana de Economía*, núm. 24, págs. 109-130.
- (2003), «La teoría de las Áreas Monetarias Óptimas y la Geografía Económica: Una recapitulación», *Anales de Economía y Administración de Empresas*, núm. 10 (en prensa).
- MÉLITZ, J. (1996), «The theory of optimum currency areas, trade adjustment, and trade», *Open Economies Review*, núm. 7, págs. 99-116.
- MYRO, R. y PERELLI, O. (1996), «Convergencia regional y flexibilidad de precios», *Información Comercial Española*, núm. 756, págs. 89-101.
- OBSTFELD, M. y PERI, G. (1998), «Regional non-adjustment and fiscal policy», *Economic Policy*, vol. 13, núm. 26, págs. 207-259.
- PELAGIDIS, T. (1996), «Optimum currency area approach and the third stage of EMU: a review of recent evidence», *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*, vol. 43, núm. 4, págs. 759-789.
- SÁNCHEZ-ROBLES, B. y CUÑADO, J. (1999), «Perturbaciones asimétricas y Unión Monetaria Europea: las regiones españolas», *Papeles de Economía Española*, núm. 80, págs. 152-170.
- TAVLAS, G. (1993), «The «new» theory of optimum currency areas», *The World Economy*, vol. 16, núm. 6, págs. 663-685.
- (1994), «The theory of monetary integration», *Open Economies Review*, núm. 5, págs. 211-230.
- VILLAYERDE, J. (1999a), *Diferencias regionales en España y Unión Monetaria Europea*, Madrid, Pirámide, Economía XXI.
- (1999b), «Dispersión y flexibilidad regional de los salarios en España», *Papeles de Economía Española*, núm. 80, págs. 171-184.
- VILLAYERDE, J. y MAZA, A. (2002), «salarios y desempleo en las regiones españolas», *Papeles de Economía Española*, núm. 93, págs. 182-194.
- VIÑALS, J. (1996), «European Monetary Integration: A narrow or a wide EMU?», *European Economic Review*, vol. 40, núm. 3-5, págs. 1.103-1.109.